

# 年輕族群男女在消費型態量表的測量恆等性研究

## Measurement Invariance of Consumer Style Inventory Across Gender on Young

李俊賢<sup>1</sup> Chun-Hsien Lee 黃芳銘<sup>2</sup> Fang-Ming Hwang 李孟芳<sup>1</sup> Meng-Fang Li  
國立高雄師範大學 國立嘉義大學教育學系 國立高雄師範大學  
人力與知識管理研究所 人力與知識管理研究所

<sup>1</sup>Graduate Institute of Human Resource and Knowledge Management, National Kaohsiung Normal University and <sup>2</sup>Department of Education, National Chiayi University

(Received January 7, 2013; Final Version December 1, 2014)

**摘要：**本研究檢定消費者型態量表 (Consumer Style Inventory, CSI，原始量表是由 Sproles 和 Kendall 在 1986 年所提出) 於台灣年輕族群的性別 (男生 344 人，女生 400 人) 測量恆等性的程度。驗證性因素分析結果顯示八因子 CSI (完美品質、物超所值、品牌意識、新穎流行、娛樂購物、慣性品牌、衝動消費、抉擇困擾) 在性別群體上的有區別效度與信度分別得到支持。多群體模式支持男女在形貌、尺度、因素共變數與變異數等皆具恆等性。而物超所值與衝動消費這兩因素只具有部分截距與測量誤恆等，娛樂購物此一因素則不具備性別的測量恆等。最後，針對八個因素做因素平均數的恆等性檢定時，呈現出個別因素有其性別的差異。其中，女性在物超所值、新穎流行、慣性品牌與衝動消費等四個因素平均數較男性高，但在品牌意識則低於男性，而完美品質與抉擇困擾則無顯著差異。本研究亦就測量恆等性的檢測結果進行說明並提出在消費者行為後續研究與應用的建議。

**關鍵字：**消費型態量表、測量恆等性

---

本文之通訊作者為黃芳銘，e-mail: fmh@mail.ncyu.edu.tw。

作者衷心感謝主編和匿名評審在審閱本文時所提供的寶貴意見與協助及科技部專題研究計劃 (NSC：97-2631-S-415-003) 之經費補助。

**Abstract:** The Consumer Styles Inventory developed by Sproles and Kendall (1986) was used in this study as measurement and referred by Shim (1996) points examined the extent of measurement invariance of the Consumer Styles Inventory (CSI; Sham, 1996, the original was proposed by Sproles and Kendall in 1986) across male (n=344) and female (n=400) young. The results of confirmatory factor analysis showed the discriminant validity and scale reliability of 8-factor CSI (i.e., perfectionism, high-quality conscious (PQ), price-conscious and value-for-money (PV), brand conscious and price equals quality (BP), novelty-fashion conscious (NF), recreational and hedonistic (RH), habitual and brand-loyal (HB), impulsive and careless (IM), and confused by overchoice (CO)) were supported for both gender groups separately. The multi-group models supported the configural (eight factors model) and metrical invariance, factor variances and factor covariances invariance across gender. Two factors (PV and IM) were supported partial scale invariance and partial measurement error invariance of the CSI responses across gender and one factor (RH) was not supported gender measurement invariance. The test of the equivalence of factor means also represented young gender difference in CSI factors individually. The female factor means of PV, NF, HB, and IM were higher than male but the male factor mean of BP was higher than female. In addition, the factor means of PQ and CO were not significantly different across gender. The implications of the findings for research and practice in consumer behavior are discussed.

**Keywords:** Consumer Styles Inventory, Measurement Invariance

## 1. 研究背景與動機

消費型態刻劃消費者逛街購物選擇時的心智特徵，在本質上是消費者人格特質的一部分，而選擇或拒絕消費某些商品，也代表著喜歡或討厭那些東西，也應對著對某種文化與身分的認同。消費型態反映出受認知與情感而導引的消費選擇行為，是消費者的心理特徵概念 (Sproles and Kendall, 1986)，而消費的經驗也反饋於影響其後續的消費型態 (Schiffman, *et al.* 2010)，也就是說，消費型態不是單方面或被動的受到情境因素影響，同時也會透過消費者本身的省思與對資訊的回饋而彼此互相影響 (胡蘭沁、董秀珍，民 99)。在不同購物情境中，消費者會因為涉入程度、品牌差異知覺、時間與情緒而有不同的消費型態類型。當消費與個人形象有關、產品具有高度知覺風險、感受到高度社會壓力、品牌差異知覺較高或較無決策時間限制時，消費者會積極進行訊息搜尋與涉入消費決策；而如賣場氛圍或銷售人員的情緒展演等消費情境的情緒感染，也會刺激消費者正面情緒而降低消費決策考量甚或是產生衝動消費 (Blackwell, *et al.*,

2008; Schiffman, *et al.*, 2010)。

在消費者決策型態相關實證研究有相當多是以 Sproles and Kendall (1986) 所發展出的消費型態量表 (consumer styles inventory, CSI) 為架構, 而 Shim (1996) 以此修訂的短式量表也廣泛應用於相關研究中, CSI 量表經常被應用於青少年、大學生與年輕族群一般消費型態研究 (如: Kim, *et al.* (2009)、Lysonski and Durvasula (2013)、Lysonski, *et al.* (1996)、Shim (1996)、Shim and Gehrt (1996)) 與網路消費型態研究 (如: Cowart and Goldsmith (2007)、Niu (2013)、O'Cass and Siahtiri (2013))。研究結果發現消費者決策型態或有些許的不同, 但皆可就 CSI 量表既有的構面予以解釋。

消費者行為與消費決策型態會受到文化這個潛在因素的影響, 文化是包括知識、信念、價值觀、道德風俗等所習得各種能力與習慣的複合體, 幾乎涵括所有足以影響個人思考歷程與行為的事物; 因此, 文化不但影響偏好, 也影響決策方式 (Hawkins *et al.*, 2007)。就一個區域或國家而言, 次文化通常被用來瞭解某些特定群體的消費需求、動機、知覺、態度以及價值, 以便界定出其市場區隔 (Tyagi and Kumar, 2004)。由於性別角色具有相當的文化要素, 因此性別角色相當適合用於作為性別次文化的角度來探討男女生的消費行為。性別角色受文化的影響進而塑造個體的性別基模, 使得兩性在消費型態上有所差異 (Bem, 1981; Fischer and Arnold, 1994)。從理性消費與品質意識到衝動消費與訊息過量, 藉由不同屬性與程度差異刻劃出不同的消費型態, 例如: 重視品質、新奇或追求流行、偏好比較、習慣性購買或品牌忠誠等特性 (Shim, 1996; Sproles and Kendall, 1986; Sproles and Sproles, 1990)。消費行為除了滿足需求外, 也是自我概念與性別認定的展演 (Palan, 2001), 而性別角色也著實影響消費行為之社會化歷程, 例如: 女性消費重視感覺, 消費購物是社交活動和休閒的延伸; 男性消費重視效益, 消費購物的時間精力能省則省 (Bakewell and Mitchell, 2006; Dholakia, 1999), 因此, 男性與女性在消費型態的差異也反映出社會文化的性別角色。行銷者須了解男性與女性在消費型態的差異, 方能有效地進行銷售活動與行銷策略的應用。

然而, 以 CSI 量表實證性別對消費型態影響的研究, 多是以性別做為控制變項附帶提及, 或是探討單一性別的消費型態 (如: Bakewell and Mitchell (2004)、Tai (2005)), 部分以性別差異為主題的消費型態研究 (如: Bakewell and Mitchell (2006)、Dholakia (1999)、Mitchell and Walsh (2004)) 皆是把不同性別視為同一群體, 以因素構念之觀察值平均數進行差異性檢定分析。然而, Vandenberg and Lance (2000) 指出即使測量工具有良好的信效度, 但卻未考量潛在因素在群體間是否具有概念上的對等性? 潛在因素與衡量题目的關聯 (因素負荷) 是否在群體間具有等值性? 個別衡量题目未被潛在因素涵蓋的獨特性 (uniqueness) 是否在群體間有著相同的受影響程度? 當測量工具於群體間並不具測量等值時的群體平均數差異的比較並不合理, Horn and McArdle (1992) 指出測量恆等性是就某種測量工具, 釐清在不同的情況下, 對所欲觀察或研究的現象,

是否量測到相同的屬性 (attribute)，測量恆等性證據的缺乏將無法確切的說明個人間或是群體間是否的確存在差異 (Vandenberg, 2002)。因此在檢定因素平均差異時需要考量測量恆等性 (measurement invariance) 的問題，因為理論的概念對不同群體可以意涵不同的事物，因此要將不同群體視為是單一群體來共同適用於某一量表或問卷的衡量題項，就必須證明量表或問卷的衡量題項具有測量恆等性，藉由檢定不同群體的因素平均數差異以比較群體間的真正差異 (黃芳銘, 民 93; Vandenberg, 2002; Vandenberg and Lance, 2000)。測量恆等性是檢測心理概念量表於不同群體對量表的題項是否具有相同的認知解讀，任何量表若將群體分開討論，而不做任何群體間比較或者影響效果 (例如：調節效果) 的比較，那麼就不涉及恆等性的問題。

由於 CSI 量表被研究消費型態的研究者廣為使用，這些研究者在檢定性別差異時，皆是使用傳統的題項加總 (或加總除以題數) 作為因素的分數，這種作法在未確認題項與因素之間的負荷量以及截距是恆等時，其檢定結果是不精確地。使得這些實證研究即使發現性別在 CSI 量表個別構面上有所差異，仍不能完全地解釋這是個體真實態度的差異，還是個體對量表題目的不同心向反映 (Cheung and Rensvold, 2002)。消費是一種將文化內化到人類日常生活中的行為，藉由消費的社會化過程也進而學習與展現性別角色，男性與女性在特徵、態度與或活動上的差異，也使得在消費購買過程中重視或考慮因素很不一樣，因此消費型態也存在著性別差異。CSI 量表可能涉及性別次文化或者是「社會分群」(social grouping) 所產生的差異，此一研究是希望瞭解是否 CSI 量表的因素具有這種差異，如果任何因素存在這種差異，則此因素就無法拿來做男女生比較之用。從另外一個角度而言，就是目前 CSI 量表的研究並沒有探究這種次文化的差異，它通常是被一體適用式的來探討消費者型態，這樣的使用是不是成立的，那必須採用測量恆等性這種統計方法來檢定。本研究是以大學生與非在職日間碩士班學生為研究對象，就 Shim (1996) 修編自 Sproles and Kendall (1986) 的消費型態量表 (CSI)，檢測台灣年輕族群的消費型態與該量表所提出的消費型態之因素結構有否不同？並就此量表的實證資料進行性別差異的測量恆等性檢定，檢定男女生在此量表因素構面是否具備因素恆等 (factorial invariance) 以及結構恆等 (structural invariance)？最後，如果因素具備測量恆等性的條件，則比較男女生在 CSI 量表的因素平均數差異。此外，以性別不等值量表的觀察值平均數進行性別差異比較之研究結論是有所疑慮的 (Horn and McArdle, 1992)，藉由本研究結果也可釐清 CSI 量表有哪些題項是不適合用於作為台灣年輕族群男女生消費型態之差異分析。

## 2. 文獻探討

### 2.1 消費型態

消費不僅只是著重於實用、經濟價值與維持需要，更作為購買能力、財富炫耀與自身聲望

的展現。消費具有符號價值的象徵意義，可以表現自己的個性、品味、自尊、自我、社會地位與價值 (Slater, 1997)。每個人在做購買決策時，考慮的資訊面向有所不同，導致個人消費型態也有所不同。消費購物是一個文化現象與社會實踐，每個人參與的程度不同，但都在這搜尋、比較和選擇的過程中認識自我、定義自我與肯定自我，也和社會發生關係。現在的消費購物不再只是買東西，而是包含過程的享受、走逛的經驗與會見朋友的活動，同時有經濟交換與社會交換的複合功能 (李玉瑛，民 95)。從原本的只是滿足基本需求的消費動機轉為更為複雜的消費行為，更明白的說，現代的消費行為已經不再如過去那樣，只是單純購買必需物品了。因此，消費型態與風格除了展現自我概念，也會由不同的自我形象來主導態度或行為，消費與所擁有的東西則會反映出其身分地位。當消費者以獨特的選擇，作為自我呈現的正面暗示或表現個人特徵，其結果將使得群體中呈現多樣性；反之，當消費者關切社會規範，會作出與社會相似的选择，則會在群體中形成一致性 (Hoyer and MacInnis, 2007)。

Sproles and Kendall (1986) 以消費者特徵觀點 (consumer characteristics approach)，將消費決策型態定義為消費者在消費決策的心智特徵與心理取向，包含直接影響消費決策的基本 (fundamental) 特徵 (如：品質意識) 以及間接影響的表象 (tangential) 特徵 (如：利他主義)，這些個人特徵涵蓋認知、情感以及性格特質，發展出消費者型態量表，提出八種消費者決策型態，此八種消費型態間並非獨立，消費者在每種型態上皆有著不同程度的特徵，進而描繪出消費者的消費型態輪廓 (profile)。此八種消費型態分別為：(1) 完美品質 (perfectionism, high-quality conscious, PQ)，會仔細且有系統地尋找品質最好的產品，或對於產品有高度完美期待，不滿足於表現不錯或是一般的產品。(2) 物超所值 (price-conscious and value-for-money, PV)，對於特價和低價格的產品有特別偏好，尤其在乎產品與金錢的等值效益，且會仔細比較商品價格，是貨比三家類型的消費者。(3) 品牌意識 (brand conscious and price equals quality, BP)，傾向購買較貴且知名的國際品牌，相信高價格代表高品質，也傾向喜愛熱銷和有廣告的商品。(4) 新穎流行 (novelty-fashion conscious, NF)，喜歡新奇或創新的產品，並在的搜尋新事物中獲得樂趣，追趕潮流時尚趨勢以及多樣化搜尋行為是主要特點。(5) 娛樂購物 (recreational and hedonistic, RH)，認為購物是一種休閒娛樂的活動，逛街有時只為了好玩，開心最重要。(6) 慣性品牌 (habitual and brand-loyal, HB)：習慣到其熟悉的商店購物，且一再購買其熟悉與喜歡商品。(7) 衝動消費 (impulsive and careless, IM)，會因一時的衝動而購買產品，對於花多少錢消費或是否做了最好的購買不甚在乎。(8) 抉擇困擾 (confused by overchoice, CO)：感覺有太多琳琅滿目的品牌和各式商店可以選擇，困惑於市場中的資訊過多而難以抉擇，會因過多品牌或商店等產品資訊供其選擇而感到困擾 (林清河等，民90; Shim, 1996; Zhou, *et al.*, 2010)。已有為數不少以 Sproles and Kendall (1986) 的 CSI 量表進行的相關研究，可得知 CSI 實為一個有效的工具。此外，由於這個量表的八個構面所涵蓋的內容說明人們的消費購物不只是在買 (buying)，而是包含逛 (shopping)

與比較 (browsing)，藉由「逛」來蒐集資訊或是累積專門知識，藉由比較評估購買決策方案，因此CSI量表可較完整的描繪出消費決策型態。因此，本研究之首要研究目的為就CSI量表，檢測台灣年輕族群的消費型態與Sproles和 Kendall (1986) 所提出之八種消費型態的異同性。

## 2.2 性別在消費型態的差異

性別角色是一種社會對兩性行為或活動模式的期待，或是理想化男、女的行為標準，也就是社會大眾所認可、接納並被視為代表男性或女性典型行為的態度、觀念，以及外顯的行為表現，受到後天環境所影響 (張春興，民95)，當然也受到性別次文化所形塑。消費是一種將文化內化到人類日常生活中的行為，藉由消費的社會化過程也進而學習與展現性別角色。男性與女性在特徵、態度與或活動上的差異，也使得在消費購買過程中重視或考慮因素很不一樣，因此消費型態也存在著性別差異。

許多研究指出男性與女性在消費行為上有著許多差異，即使是購買或消費相同商品，男女生也有不同的消費類型。女生表現出較為順從，敏銳於系絡線索的覺知，擅長於處理非言語溝通的訊息線索，也會有較多的反應與訊息推敲 (Eagly and Carli, 1981; Meyers-Levy and Sternthal, 1991)。男女皆會從事例行性的「工具取向購物 (do shopping)」，消費重視節省時間、效率與理性的計算；但女性則較會從事「休閒取向購物 (go shopping)」，不全然是有計畫且一定要有所購買或消費，但也較會有衝動性消費；消費過程的效率並不重要，可以是為了打發時間的休閒享樂或會見朋友的社交活動 (李玉瑛，民95)。Barletta (2014) 認為女性的消費是同時兼具理性及感性的行為，相較於男性以線性的消費決策過程，女性則是以「螺旋路徑 (spiral route)」的方式不斷重覆蒐集大量的資訊與比較，重視細節和內容的特質，希望尋求完美解答 (Barletta, 2014; Cunningham and Roberts, 2007)。因此女性會仔細挑選想要購買產品，且享受快樂的購物時間，認為購買新奇刺激的產品是有趣的。

男性偏好在固定的商店購物以求較低價格與減少消費所耗時間，但也因此會困惑於該去光顧哪些店家或是選擇哪個品牌可以使得購物較快速便利 (Bakewell and Mitchell, 2004)。當面對過多的訊息資訊時，男性偏好採簡化決策，並且喜歡重複與計畫性購買的消費型態 (Moschis and Moore, 1978; Shim, 1996)。男性對品牌意識的在乎是因為可以藉由品牌而減少搜尋成本與節省時間 (Bakewell and Mitchell, 2004, 2006)，另外一方面則是藉由品牌形象以提升購買者的自尊 (Woodruffe, 1998)。

Shim (1996) 以年輕人的實證指出CSI八構面的消費型態，男性在完美品質、物超所值與慣性購物三構面平均分數較高於女性，女性則在新穎流行與娛樂消費兩構面高於男性。Bakewell and Mitchell (2004) 就18至22歲的男性消費者的研究發現在品牌意識、新穎流行、抉擇困擾等是較明確的特質，其中追求新穎流行的男性是將消費購物視為娛樂休閒的一群，而娛樂購物與衝

動消費兩構面的特質仍為男性的消費型態，但構面信度不高。Kavas and Yeşilada (2007) 就土耳其的年輕消費者的研究發現男性在知名品牌的偏好上較女性高，也相信價錢越高品質越高；而女性對於雜誌上推薦的品牌有較高的偏好，也較會受到商品廣告的影響。

綜上所述，性別差異在消費決策行為與消費型態上有著顯著的不同，然而這些研究通常是以觀察值平均數進行性別差異的 $t$ 檢定，並未提供量表測量恆等性的證據。 $t$ 檢定是基於量表具備完全信度的假設，但實際上無測量誤差的假定並不合理，因此研究所得男女間具有統計顯著性差異的結論，無法確切得知是反映真實差異還是量表造成的估計偏差。因為相同的量表，男女會因為生活關注與認知態度的不同，而在產生反應型態的差異，那麼此種反應型態差異通常會造成整個研究結果的解釋與推論是不可靠的 (邱思慈等，民100)。因此檢定問卷或量表的男女生在因素平均差異時，需要考量性別在該量表或問卷是否具測量恆等性的問題 (Millsap, 2011; Millsap and Olivera-Aguilar, 2012; Sass, 2011; Vandenberg, 2002; Vandenberg and Lance, 2000)，測量恆等性還可以檢定理論模式在不同性別的因素結構 (factor structure) 相同性 (亦即形貌 (configure) 恆等)，以及因素構面與其衡量題項間的關係在不同性別群體之等值性 (equivalence) (亦即尺度 (metric) 恆等)，當衡量題項具尺度恆等，衡量題項在男女生的分數比較才有意義。此即是本研究的主要研究目的，檢測性別在CSI量表的測量恆等性，進而了解男女生在Sproles and Kendall (1986) 所提出之八種消費型態的差異。

### 3. 研究方法

#### 3.1 研究對象

消費是年輕人的社會化媒介 (socialization agent)，同儕、父母、平面媒體與電視廣告、學校對消費行為的教育對年輕人的消費型態有重要的影響 (黃芳銘，民96)，當代的年輕人有較高的財務獨立，除了對家戶購買決策有重要的影響，也常常需要為自己購買各種東西，藉由消費而社會化，也因為社會化而喜愛購物 (Hoyer and MacInnis, 2007)。年齡與世代是行銷策略區隔因子之一，不同年齡層或世代有著殊異的態度觀點與價值信念，也因此有不同的消費型態 (Brosdahl and Carpenter, 2011; Fan and Xiao, 1998; Shim, 1996)，因此本研究以台灣的大學生與非在職日間碩士班學生年輕族群為研究對象，以控制年齡差異與世代差異在消費決策型態的影響。

本研究是以封閉式網路問卷方式進行資料蒐集，以大學生與日間碩士班學生為研究對象，由授課老師邀請修課學生，及請該生再邀請至少10位非同系與非同校的朋友上網填答網路問卷，填答者須登錄密碼方能進入網路問卷，為確保填答者是修課學生所邀請填答，被邀請填答者會於問卷中要求填寫邀請者編號，此編號為修課學生之學號。

網路問卷開放時間為五星期，共回收問卷1007份，扣除填答不完整及無效問卷，有效問卷為744份。平均年齡22.92歲 (SD=2.14, R=[18, 26])，其中46.2%為男性 (n=344)，53.8%為女性 (n=400)。填答者學校類型涵蓋普通大學與科技大學，科系<sup>1</sup>以教育學門最多 (n=162, 21.83%)，其次為商業及管理學門 (n=136, 18.33%)、工程學門 (n=115, 15.46%)。大學部學生有566人 (76.08%)，碩士班學生有167人 (22.45%)，專科與二年制科技大學有9人 (1.2%)<sup>2</sup>；以大學二年級學生最多 (n=307, 41.3%)，碩士班一年學生次之 (n=102, 13.7%)，此與本研究所邀請修課學生參與之班級為大學二年級與非在職日間碩士班一年級相符，也符合青少年的朋友多為同年齡者的同儕特性。

### 3.2 測量工具

本研究採用Shim (1996) 所使用的短版消費者型態量表 (題目詳如表1所示)，此量表共分成完美品質、物超所值、品牌意識、新穎流行、娛樂購物、慣性品牌、衝動消費、抉擇困擾等八構面，每一構面乃是從Sproles and Kendall (1986) 的量表中選出因素負荷量最高的四題，因此量表共有32題，採用Likert五點尺度衡量 (1=非常不同意，5=非常同意)。量表題目先由本文第一位作者與一位加拿大華裔英文教師先個別進行翻譯，之後將翻譯完成的兩份中文題目與原始英文題項併陳，由本文第二位作者與兩位行銷與消費者行為領域專家各別進行審定修正，完成所有題目的中譯，最後再委由一位英文專業人士進行回譯確認，以確使本研究量表題項的正確性。

### 3.3 測量恆等性的檢定

測量恆等性要檢定的參數學者們說法略有差異，例如Bollen (1989) 認為有兩種面向：模式的形式以及模式參數的恆等性。研究者可以依據其理論或意圖，決定要比較模式形式或是某部分參數的不同。Byrne *et al.* (1989) 則是將形貌 (configure) 恆等、尺度 (metric) 恆等、值 (scalar) 的恆等 (或稱為截距 (intercept) 恆等) 以及測量誤 (measurement error) 恆等四種恆等的檢定歸類為測量恆等 (measurement invariance)，此部分關注於衡量變項與潛在構念間的關係以及測量尺度的心理特質恆等檢定；另一類別則是結構恆等，主要關注於潛在變項本身，包括因素變異數 (factor variance)、共變數 (factor covariance) 與因素平均數 (factor means) 恆等的檢定。

Williams *et al.* (2009) 指出測量恆等性是在檢測參數估計在群體間是否等同，包含：(1)形貌

<sup>1</sup> 學門分類係依照教育部統計處公告大專校院學科標準分類科系所之學科分類。除文內所列本研究對象學門人數外，人文學門有 86 位 (11.59%)、社會及行為科學學門有 40 人 (5.39%)、醫藥衛生學門有 36 人 (4.85%)、自然科學學門有 30 人 (4.04%)、民生學門有 30 人 (4.04%)、傳播學門有 20 人 (2.70%)、藝術學門有 15 人 (2.02%)、設計學門有 14 位 (1.89%)、法律學門有 14 位 (1.89%)、其他學門 (人數皆少於 10 位)的共有 43 人 (5.80%)，另有 2 位未填寫就讀科系。

<sup>2</sup> 因為本研究是以學生邀請非同系與非同校的朋友上網填答網路問卷，因此填答者學校類型會涵蓋普通大學與科技大學。特此感謝匿名審稿者之指正。



恆等，檢定群體間是否以相同的模式形貌來建構的，依據理論建構的假設模式在群體間的潛在變項與其連結的觀察變項是否相同；(2)尺度恆等，群體間因素負荷量是否等值；(3)值的恆等，又稱為截距恆等，當此一檢定成立時，表示潛在變項平均數與變異數在群體間有恆等解釋，測量尺度在不同群體間具有相同操作型定義；(4)測量誤 (uniqueness) 恆等，亦即相同衡量題項的獨特變異在不同群體間是否等值；(5)因素變異數恆等；(6)因素共變數恆等；(7)因素平均數恆等，此被用來作為檢定相同因素構念在不同群體間是否存在差異。其中因素變異數恆等是尺度恆等的補充檢定，因素變異數的差異也就是反映了群體間所測定真實分數的差異。而因素共變數恆等是形貌恆等的補充檢定，因素共變數的不恆等則反映了潛在概念真實分數間的相關在群體間有所差異。因素變異數恆等與因素共變數恆等，是作為檢定群體間潛在變項之變異數與共變數矩陣等同的總合性檢定 (黃芳銘，民93; Vandenberg, 2002)。

對於測量恆等性該如何檢定，依照Byrne (1998, 2010)、Vandenberg (2002) 與Vandenberg and Lance (2000) 的說法，在形貌恆等檢定前，須先驗證全體樣本模式的適配，再分別以此模式驗證個別群體的適配，若適配不佳可進行模式修正，以修正模式為基底模式，再依序進行尺度、值、測量誤、變異數以及共變數等恆等性檢定 (黃芳銘，民93)。而在因素變異數與共變數恆等檢定後，可進行因素平均數恆等群體間因素平均數的差異，惟必須先確立在賦予該潛在變項的係數 (尺度) 以及截距是跨群體的恆等 (至少須為部分恆等) (Schmitt and Kuljanin, 2008)。

檢定測量恆定時通常會遭遇到是否須符合全然的測量恆等性 (full measurement invariance) 的困境，Byrne, *et al.* (1989) 與Vandenberg and Lance (2000) 皆指出要達成此種條件是相當不容易的事，也因此贊同採用部分恆等 (partial invariance) 的條件，這種部分恆等比較是非獨斷的，且較具有彈性 (Schmitt and Kuljanin, 2008)。於是在尺度恆等不成立時，則進行個別負荷量的恆等檢定，若不恆等的來源並沒有超過一個因素中所有衡量變項的半數，則可採部分恆等的方式進行後續恆等檢定，不恆等的參數依然維持，在分析群體差異時，容許這些參數去變化 (邱皓政，民92; 黃芳銘，民93; Byrne, 1994; Byrne, *et al.*, 1989; Millsap and Kwok, 2004;)。如此，在評鑑測量恆等性的程序中就可以對那些恆等的參數做更嚴謹層次的恆等性差異檢定分析。

本研究依照Vandenberg (2002) 以及Vandenberg and Lance (2000) 提出的步驟進行測量恆等性的檢驗，首先以驗證性因素分析驗證假設模式是否適配於整體樣本以及男生與女生樣本，如果都獲得適配，依序進行以下七個模式的假設檢驗<sup>3</sup>：

(1) 消費型態模式是否具有因素恆等的假設

1) 男女生在消費型態模式上具有相同的因素範形，每一因素連結相同的衡量題項，亦即具有形

<sup>3</sup> 模式符號說明如下： $H$ ：研究假設， $\xi$ ：潛在變項， $\Lambda$ ：因素負荷量 ( $\lambda$ )矩陣， $\tau$ ：潛在因素構念連結到衡量變項的迴歸截距項， $\delta$ ：測量誤差， $\Theta_{\delta}$ ：測量誤差共變數矩陣； $\Psi$ ：變異數矩陣； $\Phi$ ：共變數矩陣； $\kappa$ ：潛在因素平均數。

貌恆等： $H_{\xi} : \xi^{(男)} = \xi^{(女)}$ 。

- 2) 男女生在消費型態模式具有尺度恆等，亦即因素連結到衡量題項的迴歸斜率（亦即因素負荷量）在男女的模式上是等值的： $H_{\Lambda} : \Lambda^{(男)} = \Lambda^{(女)}$ 。
  - 3) 男女生在消費型態模式上具有截距恆等，亦即因素對相同衡量題項的迴歸截距項在男女的模式上是等值的： $H_{\tau} : \tau^{(男)} = \tau^{(女)}$ 。
  - 4) 男女生在消費型態模式的衡量題項具有測量誤恆等，亦即衡量題項的獨特變異在男女模式上是等值的： $H_{\delta} : \Theta_{\delta}^{(男)} = \Theta_{\delta}^{(女)}$ 。
- (2) 消費型態模式是否具有結構恆等性的假設
- 1) 男女生在消費型態模式上具有相等的因素變異數（因素變異恆等），亦即男女生在因素上具有同質性，即： $H_{\Psi} : \Psi^{(男)} = \Psi^{(女)}$ 。
  - 2) 男女生在消費型態模式上具有相等的因素共變數（因素共變恆等），亦即因素之間的關係男女生是等同的： $H_{\Phi} : \Phi^{(男)} = \Phi^{(女)}$ 。
- (3) 男女生在消費型態模式因素平均數比較的假設
- 男女生在消費型態模式具有相等的因素平均數： $H_{\kappa} : \kappa^{(男)} = \kappa^{(女)}$ 。

### 3.4 統計分析方法

本研究採用 LISREL8.80 的統計程式以及驗證式因素分析技術驗證上述的七個恆等性假設。首先，依據 Shim (1996) 以及 Sproles and Kendall (1986) 建構一階八因素斜交模式，先以整體樣本 (744 份) 驗證此一模式的適配性。當模式獲得適配，則以此為基底模式 (baseline model)，進行男女生樣本的適配檢定；若不適配則進行模式修正，以修正後的模式為基底模式，再進行男女生樣本的適配檢定。當男女樣本皆獲得適配，則可以依序檢定前述測量恆等性假設。以 Likelihood-ratio Chi-Square ( $\chi^2$ )、NNFI、CFI、RMSEA 等四個指標做為模式評鑑的指標。其中由於  $\chi^2$  會受樣本數的多寡而影響虛無假設的檢定，當樣本數夠大時， $\chi^2$  並非實用的統計檢定量，因此學者們建議在此情形之下，可以不用考慮此一指標，但仍須呈現此一指標數值 (Hoyle and Panter, 1995; Hu and Bentler, 1998)。NNFI 以及 CFI 則需大於 .90 (Hu and Bentler, 1995)，RMSEA 則需小於 .08 (Byrne, 2010)。

形貌恆等的檢定也是以上述四個適配指標為判斷基準，所界定的模式若是缺乏適配性，表示不同群體中，表示因素的組型是不同的。其次，因素負荷量、截距、測量誤、因素變異與共變數的檢定是使用套層模式，此種模式的檢定是採用卡方適配統計 ( $\chi^2$ )，以受限模式之卡方值減去較不受限模式之卡方值，此值以  $\Delta\chi^2$  表示之，若  $\Delta\chi^2$  在  $\Delta df$  之下達顯著水準，則表示恆等性的假設不成立。而「顯著水準」應該定為多少，是測量恆等性長久以來一直相當爭議的議題，卡方值對樣本數相當敏感，當樣本數很大時，少許的參數差距可能產生較大的卡方差距值

(Brannick, 1995; Cheung and Rensvold, 2002; Kelloway, 1998)，容易喪失恆等性。

雖然 Cheung and Rensvold (2002) 提供了  $\Delta CFI$  作為取代的指標，當此  $\Delta CFI$  指標的值高於 .01 代表適配產生有意義的差距，然而此一指標實有太過於保守之嫌，一些研究顯示，即使  $p$  值已經小於 .00001， $\Delta CFI$  的改變依然小於 .01 (Chen *et al.*, 2005; Mannetti *et al.*, 2002; Ployhart *et al.*, 2003)，這種保守性，可能造成許多文化上、或生活形態上明顯有差異的測量題項，依然呈現恆等的結果。基於此，本研究在  $p$  值小於 0.05 以及  $\Delta CFI$  之間採一個折衷的作法，此一作法是依循 LISREL 指導手冊上的標準 (Jöreskog and Sorbom, 1996)，該手冊認為在  $\alpha$  小於 .005 時，修正指標 (modification indices, MI) 的值才足夠大到可以去釋放參數，MI 與  $\Delta\chi^2$  值相當類似，Byrne *et al.* (1989) 以及 Steenkamp and Baumgartner (1998) 等學者在處理恆等性時，皆是採用此一指標做為判斷的依據。依此方式本研究的判斷標準為  $\Delta\chi^2$  值的差距達到顯著性小於 .005 即表示兩參數之間不具恆等性。

最後，在共變數結構恆等獲得支持的前提下，進行平均數結構 (mean structure) 的比較；也就是說，在確定男女生樣本具有因素與結構恆等性後，繼之進行潛在因素平均數 (latent mean) 的比較 (Bollen, 1989; Byrne, 1998)。因素平均數的差異檢定，基於潛在因素無法實際計算，通常需要設定某一群體的因素平均數為 0 (此一群體稱為「參照群體」(reference group)) 才能做比較。決定哪一個群體為參照群體並沒有任何準則可以依循，研究者通常可以自行決定。平均數顯著差異的決定通常是遵循著一個近似常態的分配，當差異的值大於 1.96，亦即  $p$  值小於 .05，表示具有統計顯著性 (Byrne, 2010)。在本研究中，我們選擇男生為參照群體，因此女生的潛在因素構面的平均數將會被估計。

## 4. 結果與分析

### 4.1 消費型態基底模式的建立

本研究的一階八因子斜交模式整體樣本的適配檢定顯示模式與資料適配良好 ( $\chi^2_{(436)}=1527.483$ ,  $p<.01$ , NNFI=.946, CFI=.952, RMSEA=.059)，模式內在品質的檢定發現，「衝動購物」因素中的題項「上街購物之前，我應該要更謹慎事先計劃一番」，其因素負荷量過低 ( $\lambda=.157$ ,  $t=3.812$ )，此題因素負荷量過低的原因可能是其為反向題，「反向題效應 (negative word effect)」通常會造成題項適配不佳的一個重要原因 (邱皓政，民92)，心理測驗題目若以反向題敘述可能會干擾測量，就古典測驗理論而言，此效應導致因素效度不佳 (游森期、余民寧，民95)，胡蘭沁 (民96) 以此量表的研究也顯示此題的信效度檢定結果欠佳，基於這些研究的建議，我們決定將此題目刪除。

刪除此題後的適配度依然良好 ( $\chi^2_{(406)}=1377.843$ ,  $p<.01$ , NNFI=.951, CFI=.957, RMSEA=.058)，

而保留的31題的因素負荷量皆大於.450 (Bentler and Wu, 1995; Jöreskog and Sorbom, 1996) (見表1)。八個分量表信度分別為完美品質 (PQ) ( $\alpha=.886$ )、物超所值 (PV) ( $\alpha=.861$ )、品牌意識 (BP) ( $\alpha=.755$ )、新穎流行 (NF) ( $\alpha=.858$ )、娛樂購物 (RH) ( $\alpha=.961$ )、慣性品牌 (HB) ( $\alpha=.844$ )、衝動消費 (IM) ( $\alpha=.721$ )、抉擇困擾 (CO) ( $\alpha=.762$ )，皆有達到信度要求，本研究基底模式如圖1所示。

表1 基底模式之完全標準化因素負荷量 ( $\lambda$ ) 與測量誤 ( $\theta$ )

因素構面	測量題項	全體		男生		女生	
		$\lambda$	$\theta$	$\lambda$	$\theta$	$\lambda$	$\theta$
完美品質 (PQ)	X1 我是一個相當重視商品品質的人。	.794	.370	.827	.315	.756	.429
	X2 選購商品時，我會嘗試去獲得最好的或者是完美的選擇。	.890	.208	.899	.192	.879	.228
	X3 一般而言，我經常試著購買整體品質最好的商品。	.832	.308	.852	.274	.814	.337
	X4 我會特別努力選擇最佳品質的商品。	.740	.453	.723	.478	.764	.416
物超所值 (PV)	X5 在買東西時，我盡可能購買打折商品。	.747	.442	.755	.431	.725	.474
	X6 我通常會選擇較低價格的商品。	.727	.472	.726	.473	.727	.471
	X7 我通常會仔細尋找物超所值的商品。	.819	.329	.853	.272	.776	.397
	X8 我會比較價格去尋找較低價格的產品。	.824	.322	.856	.268	.794	.369
品牌意識 (BP)	X9 有名氣或國際性的品牌是我的最愛。	.771	.405	.755	.430	.767	.412
	X10 比較貴的品牌通常是我購物時的選擇。	.813	.339	.769	.408	.836	.302
	X11 我相信一個商品的價格愈高，品質愈好。	.457	.791	.477	.772	.452	.796
	X12 專櫃或精品店能提供我最佳的產品。	.602	.638	.629	.604	.606	.633
新穎流行 (NF)	X13 我經常擁有一件或多件新款式的日常用品。	.694	.518	.715	.489	.681	.537
	X14 我會保持我的衣櫥隨著時尚走。	.882	.223	.861	.259	.894	.200
	X15 我很重視流行的或吸引人的款式或商品。	.859	.262	.875	.235	.846	.285
	X16 為了求變化，我會逛不同商店並且選擇不同品牌。	.690	.524	.684	.532	.682	.535
娛樂購物 (RH)	X17 對我而言，逛街購物是一件愉快的活動。	.903	.185	.870	.243	.916	.161
	X18 逛街購物是我生活中有樂趣活動之一。	.954	.089	.933	.129	.962	.075
	X19 花時間去逛商店是一件值得的事情。	.912	.168	.859	.262	.942	.113
	X20 我喜愛逛街，就是因為逛街很有趣。	.944	.110	.933	.130	.942	.113
慣性品牌 (HB)	X21 我有自己特定喜歡的品牌，且一買再買。	.663	.561	.709	.498	.620	.616
	X22 一旦我發現我喜歡的一項商品或品牌，我會一直支持它。	.785	.384	.748	.441	.805	.352
	X23 我每次都到同一家店去購買我所要的東西。	.766	.413	.702	.508	.812	.341
	X24 我忠誠於某些商店或品牌。	.878	.228	.873	.237	.888	.211
衝動消費 (IM)	X25 在購買商品時，我是滿衝動的。	.826	.318	.797	.365	.836	.301
	X26 我經常草率的買了東西後，就後悔我不該這樣做。	.707	.500	.708	.499	.700	.511
	X27 我不會花很多時間選購商品，喜歡就會立刻購買。	.540	.709	.491	.758	.618	.618
抉擇困擾 (CO)	X28 當有許多品牌可以選擇時，我經常會感到困惑。	.504	.746	.453	.795	.554	.693
	X29 有時真的很難選擇要到哪一家商店去購物。	.596	.645	.628	.606	.571	.675
	X30 我對產品知道的愈多，會讓我愈難去選擇最佳的產品。	.788	.379	.793	.371	.781	.389
	X31 從不同產品所獲得的所有資訊會令我感到困擾。	.791	.375	.764	.416	.816	.334

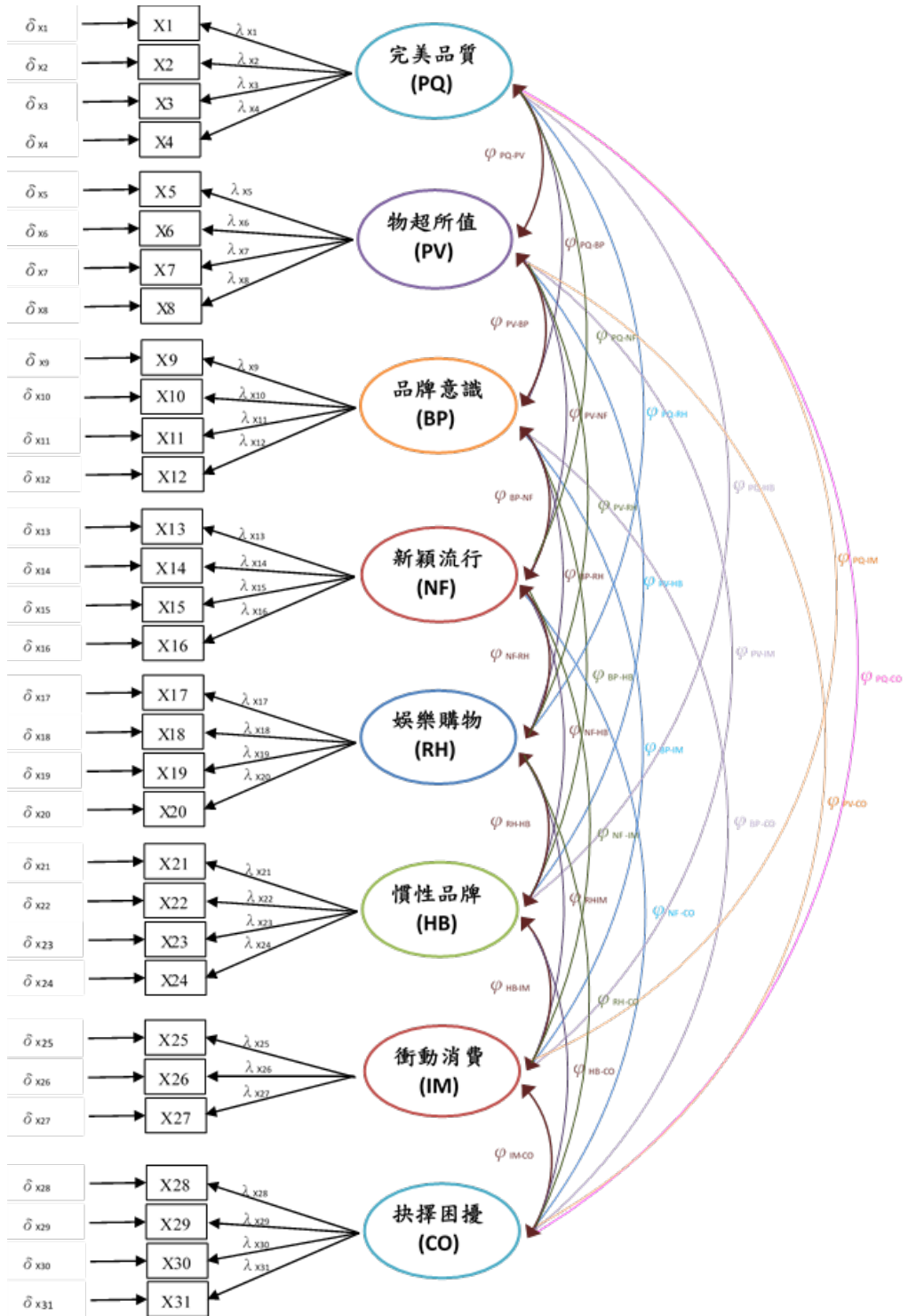


圖1 基底模式

以男生與女生群體分別進行基底模式驗證性因素分析，男生樣本的模式整體適配良好 ( $\chi^2_{(406)}=930.624, p < .01, RMSEA=.061, NNFI=.942, CFI=.950$ )，女生樣本亦獲致良好的整體適配 ( $\chi^2_{(406)}=941.176, p < .01, RMSEA=.057, NNFI=.946, CFI=.953$ )。如表1所示，男生與女生群體，因素負荷量皆大於.450，男生與女生在八個因素構面的組合信度皆大於.60 (見表2)，因素相關係數加減兩個標準誤的信賴區間也皆未包含1，兩群體於基底模式的潛在因素間具有區別效度 (Anderson and Gerbing, 1988)。

## 4.2 測量恆等性檢定

形貌恆等檢定顯示模式適配良好 ( $\chi^2_{(812)}=1871.799, NNFI=.944, CFI=.951, RMSEA=.059$ )，表示男、女樣本具有形貌恆等，亦即男女生在消費決策型態上的具有相同的因素組型，可接續檢定測量參數恆等。於是，將所有因素負荷量設為恆等 (表3之模式2) 與形貌恆等模式 (表3之模式1) 作比較，卡方值的差異不具顯著性 ( $\Delta\chi^2_{(23)}=30.594, p=.133$ )，代表男女樣本在因素負荷量上是等值的，也就 CSI 量表在男女樣本的尺度恆等。

在尺度恆等下增加對衡量變項截距項設為兩群均等的限制 (表3之模式3)，進行截距恆等檢定。由模式3與模式2的  $\chi^2$  值比較，發現  $\Delta\chi^2_{(31)}=159.331$  顯著 ( $p=.000$ )，因此拒絕截距恆等的假設。進一步檢定個別因素中的衡量題項恆等性，先就各因素及其對應衡量題項作檢定，以檢定截距恆等的個別因素構面；仍不恆等的因素構面則就其題項逐一檢定。由截距恆等檢定統計摘要 (見表4)，可知物超所值、娛樂購物、衝動消費等三個因素的截距不恆等，再就此三因素的個別衡量題項進一步檢定發現：物超所值的 X5、娛樂購物四個衡量題項 (X17、X18、X19、X20) 以及衝動消費的 X26 等不具恆等性，前述六題的截距皆是女生高於男生 (見表6)，顯示女生在這六題的平均數皆高於男生。

截距不具恆等時，是否部分測量恆等性的性質依然存在，如果該因素未符合部分測量恆等性，則該因素的平均數將無法作男女生的差異比較。部分恆等的條件是每個因素至少有兩個變項具有因素負荷量與截距上的恆等性 (Byrne, 1989; Steenkamp and Baumgartner, 1998)。也就是說，若因素沒有至少兩個變項具有因素負荷量與截距上的恆等性，則所檢定出來的因素平均數有差異，此種差異不是真正的因素差異，而是題項的量尺或者是題項的平均數所造成的。本研究「物超所值」這個因素的四個衡量題項的因素負荷量皆恆等，截距項有三個恆等而一個不恆等；「衝動消費」這個因素的四個衡量題項的因素負荷量皆恆等，截距項則有二個恆等而一個不恆等，此兩個因素皆符合部分恆等的條件。然而，「娛樂購物」這個因素的四個衡量題項截距皆不恆等，雖然因素負荷量恆等，但所檢定出來的所有題項的平均數有差異 (見表6)，因此「娛樂購物」此一因素的因素平均數無法進行男女差異之檢定。

接著進行誤差變異的恆等檢定，因為 X5、X17、X18、X19、X20、X26 等六題截距不恆等，

表 2 男、女生樣本 CSI 因素相關係數與組合信度

	1	2	3	4	5	6	7	8	CR <sub>男生</sub>	CR <sub>女生</sub>
1. 完美品質 (PQ)		.365 (.052) [-.261, .469]	.196 (.057) [.082, .310]	.165 (.055) [.055, .275]	.229 (.051) [.127, .331]	.318 (.051) [.216, .420]	.027 (.061) [-.095, .149]	.049 (.059) [-.069, .167]	.896	.880
2. 物超所值 (PV)	.471 (.048) [.375, .567]		.060 (.060) [-.060, .180]	-.038 (.058) [-.154, .078]	.128 (.055) [.018, .238]	.085 (.058) [-.0311, .201]	-.003 (.062) [-.127, .121]	.112 (.060) [-.008, .232]	.876	.842
3. 品牌意識 (BP)	.239 (.061) [.117, .361]	-.091 (.064) [-.219, .037]		.477 (.048) [.381, .573]	.183 (.054) [.075, .291]	.335 (.054) [.227, .443]	.252 (.059) [.134, .370]	.046 (.062) [-.078, .170]	.758	.768
4. 新穎流行 (NF)	0.086 (.060) [-.034, .206]	-.084 (.060) [-.204, .036]	.648 (.045) [.558, .738]		.515 (.041) [.433, .597]	.308 (.052) [.204, .412]	.327 (.054) [.219, .435]	.189 (.057) [.075, .303]	.866	.861
5. 娛樂購物 (RH)	0.140 (.057) [.026, .254]	-.020 (.059) [-.138, .098]	.278 (.059) [.160, .396]	.529 (.044) [.441, .617]		.266 (.050) [.166, .366]	.228 (.054) [.120, .336]	.064 (.056) [-.048, .176]	.944	.968
6. 慣性品牌 (HB)	0.293 (.056) [.179, .407]	.067 (.062) [-.057, .191]	.579 (.051) [.477, .681]	.427 (.052) [.323, .531]	.332 (.054) [.224, .440]		.402 (.052) [.298, .506]	.099 (.059) [-.019, .217]	.845	.865
7. 衝動消費 (IM)	.012 (.066) [-.120, .144]	.055 (.066) [-.077, .187]	.445 (.061) [.323, .567]	.327 (.061) [.205, .449]	.162 (.062) [.038, .286]	.450 (.057) [.336, .564]		.430 (.055) [.320, .540]	.711	.764
8. 抉擇困擾 (CO)	.053 (.063) [-.073, .179]	.171 (.063) [.045, .297]	.121 (.068) [-.015, .257]	.239 (.062) [.115, .363]	.050 (.062) [-.074, .174]	.150 (.064) [.022, .278]	.293 (.067) [.159, .427]		.761	.780

註：1. 下三角矩陣數值為男生 (n=344)，上三角矩陣數值為女性 (n=400)。第一個數值為  $\phi$  相關估計值，( ) 內數值為標準誤，[ ] 內數值為  $\phi$  相關  $\pm 2$  個標準誤的信賴區間。

2. CR 為組合信度 (composite reliability)。

表 3 測量恆等性假設檢定統計摘要表

模式	$\chi^2$ (df)	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta$ df)	<i>p</i>	NNFI	CFI	RMSEA	RMSEA 90% CI
1. 形貌恆等 (因素數目恆等)	1871.799 (812)	-	-	.944	.951	.059	[.055, .063]
2. 尺度恆等 (負荷量恆等)	1902.393 (835)	30.594 (23)	.133	.945	.951	.059	[.055, .062]
3. 截距恆等	2061.724 (866)	159.331* (31)	.000	.941	.945	.061	[.058, .064]
3.1 截距部分恆等 <sup>(a)</sup>	1974.049 (860)			.945	.949	.059	[.056, .063]
4. 測量誤恆等 <sup>(a)</sup>	2136.656 (891)	162.607* (31)	.000	.942	.944	.061	[.058, .065]
4.1 測量誤部分恆等 <sup>(a)(b)</sup>	2028.624 (886)	-	-	.945	.948	.059	[.056, .062]
5. 因素變異數恆等 <sup>(a)(b)</sup>	2048.003 (894)	19.379 (8)	.013	.945	.947	.059	[.056, .062]
6. 因素共變數恆等 <sup>(a)(b)</sup>	2057.425 (913)	28.802 (27)	.371	.946	.947	.058	[.055, .061]
7. 因素平均數恆等 <sup>(a)(b)</sup>	2022.811 (915)	-	-	.948	.949	.057	[.054, .060]

註：(a) X5、X17、X18、X19、X20、X26 等截距不恆等外，其餘截距恆等。  
 (b) X17、X18、X19、X22、X23 等測量誤不恆等外，其餘測量誤恆等。  
 (c) \* $p < .005$ 。

表 4 截距恆等檢定統計摘要表

模式比較	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ df	<i>p</i>	NNFI	CFI	RMSEA
1. 因素數目、負荷量恆等	1902.393	835	-	-	-	.945	.951	.059
2. PQ 截距恆等	1903.450	839	1.057	4	.901	.946	.951	.058
3. PV 截距恆等	1922.451	839	20.058*	4	.000	.945	.950	.059
4. BP 截距恆等	1907.544	839	5.151	4	.272	.945	.951	.059
5. NF 截距恆等	1912.943	839	10.550	4	.032	.945	.951	.059
6. RH 截距恆等	1967.474	839	65.081*	4	.000	.942	.947	.060
7. HB 截距恆等	1910.838	839	8.444	4	.077	.945	.951	.059
8. IM 截距恆等	1926.665	839	24.272*	3	.000	.944	.950	.059
9. CO 截距恆等	1905.664	839	3.271	4	.514	.946	.951	.059
10. X5 截距恆等	1920.654	836	18.261*	1	.000	.944	.950	.059
11. X6 截距恆等	1905.084	836	2.691	1	.101	.945	.951	.059
12. X7 截距恆等	1909.497	836	7.104	1	.008	.945	.951	.059
13. X8 截距恆等	1906.174	836	3.781	1	.052	.945	.951	.059
14. X17 截距恆等	1951.387	836	48.994*	1	.000	.942	.948	.060
15. X18 截距恆等	1965.020	836	62.627*	1	.000	.941	.947	.060
16. X19 截距恆等	1945.775	836	43.382*	1	.000	.943	.948	.060
17. X20 截距恆等	1961.207	836	58.814*	1	.000	.942	.948	.060
18. X25 截距恆等	1908.895	836	6.502	1	.011	.945	.951	.059
19. X26 截距恆等	1916.707	836	14.314*	1	.000	.945	.950	.059
20. X27 截距恆等	1903.484	836	1.091	1	.296	.945	.951	.059

註：1. 表中模式 2 開始之截距恆等檢定，皆是設定：因素數目與負荷量恆等。  
 2. PQ：完美品質；PV：物超所值；BP：品牌意識；NF：新穎流行；RH：娛樂購物；HB：慣性品牌；IM：衝動消費；CO：抉擇困擾。  
 3. \*  $p < .005$



表 5 測量誤恆等檢定統計摘要表

模式比較	$\chi^2$	df	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	p	NNFI	CFI	RMSEA
1. 因素數目、負荷量恆等、X5、X17、X18、X19、X20、X26 等截距不恆等其餘截距恆等	1974.049	860	-	-	-	.945	.949	.059
2. PQ 測量誤恆等	1978.022	864	3.973	4	.410	.945	.949	.059
3. PV 測量誤恆等	1988.541	864	14.492	4	.006	.945	.949	.059
4. BP 測量誤恆等	1988.196	864	14.147	4	.007	.945	.948	.059
5. NF 測量誤恆等	1975.712	864	1.663	4	.797	.945	.949	.059
6. RH 測量誤恆等	2055.797	864	81.748*	4	.000	.942	.946	.061
7. HB 測量誤恆等	2002.486	864	28.437*	4	.000	.944	.948	.060
8. IM 測量誤恆等	1978.338	863	4.289	3	.232	.945	.949	.059
9. CO 測量誤恆等	1985.473	864	11.424	4	.022	.945	.949	.059
10. X17 測量誤恆等	1995.037	861	20.988*	1	.000	.944	.948	.060
11. X18 測量誤恆等	1985.805	861	11.756*	1	.001	.944	.948	.059
12. X19 測量誤恆等	2004.278	861	30.228*	1	.000	.943	.948	.060
13. X20 測量誤恆等	1973.585	861	.464	1	.496	.945	.949	.059
14. X21 測量誤恆等	1976.604	861	2.555	1	.110	.945	.949	.059
15. X22 測量誤恆等	1982.198	861	8.149*	1	.004	.945	.949	.059
16. X23 測量誤恆等	1989.109	861	15.060*	1	.000	.944	.948	.059
17. X24 測量誤恆等	1976.215	861	2.166	1	.141	.945	.949	.059

註：1. 表中模式 2 開始之測量誤檢定皆是設定：因素數目、負荷量恆等、X5、X17、X18、X19、X20、X26 等截距不恆等其餘截距恆等。

2. PQ：完美品質；PV：物超所值；BP：品牌意識；NF：新穎流行；RH：娛樂購物；HB：慣性品牌；IM：衝動消費；CO：抉擇困擾。

3. \* p<.005

表 6 負荷量、截距、測量誤估計與標準誤摘要表

	女性		跨群體		男性	
	估計	標準誤	估計	標準誤	估計	標準誤
$\lambda_{x1}$			1	---		
$\lambda_{x2}$			1.1376	0.0431		
$\lambda_{x3}$			1.0942	0.0444		
$\lambda_{x4}$			0.9626	0.0452		
$\lambda_{x5}$			1	---		
$\lambda_{x6}$			1.0261	0.0545		
$\lambda_{x7}$			1.1200	0.0532		
$\lambda_{x8}$			1.1176	0.0528		
$\lambda_{x9}$			1	---		
$\lambda_{x10}$			0.9220	0.0484		
$\lambda_{x11}$			0.4894	0.0427		
$\lambda_{x12}$			0.6039	0.0399		
$\lambda_{x13}$			1	---		
$\lambda_{x14}$			1.3582	0.0635		
$\lambda_{x15}$			1.3955	0.0664		
$\lambda_{x16}$			1.1649	0.0674		
$\lambda_{x17}$			1	---		
$\lambda_{x18}$			1.0303	0.0229		
$\lambda_{x19}$			1.0038	0.0248		

表 6 負荷量、截距、測量誤估計與標準誤摘要表 (續)

	女性		跨群體		男性	
	估計	標準誤	估計	標準誤	估計	標準誤
$\lambda_{x20}$			1.0352	0.0241		
$\lambda_{x21}$			1	---		
$\lambda_{x22}$			0.9671	0.0532		
$\lambda_{x23}$			0.9561	0.0533		
$\lambda_{x24}$			1.1629	0.0595		
$\lambda_{x25}$			1	---		
$\lambda_{x26}$			0.7868	0.0521		
$\lambda_{x27}$			0.6718	0.0527		
$\lambda_{x28}$			1	---		
$\lambda_{x29}$			1.1748	0.1066		
$\lambda_{x30}$			1.7117	0.1378		
$\lambda_{x31}$			1.5443	0.1243		
$\tau_{x1}$			4.1239	0.0391		
$\tau_{x2}$			4.1184	0.0419		
$\tau_{x3}$			4.0772	0.0417		
$\tau_{x4}$			3.9993	0.0392		
$\tau_{x5}$	3.9030	0.0527			3.7834	0.0492
$\tau_{x6}$			3.5950	0.0463		
$\tau_{x7}$			3.9209	0.0473		
$\tau_{x8}$			3.7907	0.0471		
$\tau_{x9}$			2.8564	0.0569		
$\tau_{x10}$			2.2496	0.0509		
$\tau_{x11}$			2.7164	0.0392		
$\tau_{x12}$			2.4913	0.0397		
$\tau_{x13}$			2.3518	0.0409		
$\tau_{x14}$			2.1848	0.0484		
$\tau_{x15}$			2.3955	0.0504		
$\tau_{x16}$			2.7378	0.0478		
$\tau_{x17}$	3.6500	0.0531			3.0087	0.0602
$\tau_{x18}$	3.5475	0.0520			2.8343	0.0576
$\tau_{x19}$	3.4475	0.0521			2.8343	0.0597
$\tau_{x20}$	3.4625	0.0536			2.7645	0.0579
$\tau_{x21}$			2.8738	0.0514		
$\tau_{x22}$			3.3278	0.0451		
$\tau_{x23}$			3.0094	0.0451		
$\tau_{x24}$			3.0220	0.0507		
$\tau_{x25}$			2.9070	0.0532		
$\tau_{x26}$	2.7405	0.0570			2.5756	0.0498
$\tau_{x27}$			2.6826	0.0457		
$\tau_{x28}$			3.2288	0.0400		
$\tau_{x29}$			2.8333	0.0418		
$\tau_{x30}$			2.9924	0.0515		
$\tau_{x31}$			2.8205	0.0464		
$\theta_{\delta x1}$			0.2317	0.0149		
$\theta_{\delta x2}$			0.1344	0.0123		
$\theta_{\delta x3}$			0.2099	0.0148		
$\theta_{\delta x4}$			0.3016	0.0181		
$\theta_{\delta x5}$			0.3709	0.0238		

表 6 負荷量、截距、測量誤估計與標準誤摘要表 (續)

	女性		跨群體		男性	
	估計	標準誤	估計	標準誤	估計	標準誤
$\theta_{\delta x6}$			0.4346	0.0272		
$\theta_{\delta x7}$			0.2872	0.0218		
$\theta_{\delta x8}$			0.2738	0.0212		
$\theta_{\delta x9}$			0.5336	0.0413		
$\theta_{\delta x10}$			0.3352	0.0307		
$\theta_{\delta x11}$			0.6870	0.0378		
$\theta_{\delta x12}$			0.4850	0.0287		
$\theta_{\delta x13}$			0.3956	0.023		
$\theta_{\delta x14}$			0.1949	0.0173		
$\theta_{\delta x15}$			0.2540	0.0201		
$\theta_{\delta x16}$			0.5502	0.0319		
$\theta_{\delta x17}$	0.1829	0.0155			0.3044	0.0272
$\theta_{\delta x18}$	0.0829	0.0097			0.1437	0.0164
$\theta_{\delta x19}$	0.1371	0.0126			0.2755	0.0251
$\theta_{\delta x20}$			0.1378	0.0102		
$\theta_{\delta x21}$			0.6999	0.0405		
$\theta_{\delta x22}$	0.2845	0.0258			0.3585	0.0337
$\theta_{\delta x23}$	0.2843	0.0256			0.4130	0.0374
$\theta_{\delta x24}$			0.2124	0.0206		
$\theta_{\delta x25}$			0.3201	0.0400		
$\theta_{\delta x26}$			0.4313	0.0324		
$\theta_{\delta x27}$			0.7356	0.0432		
$\theta_{\delta x28}$			0.6484	0.0366		
$\theta_{\delta x29}$			0.5525	0.0330		
$\theta_{\delta x30}$			0.3938	0.0354		
$\theta_{\delta x31}$			0.3156	0.0286		

故將此六題設定跨群體自由估計而其餘截距設定恆等 (為表 3 之模式 3.1 之截距部分恆等模式)，於此模式下再設定所有測量誤跨群體恆等而形成表 3 之模式 4，模式 4 與模式 3.1 截距部分恆等模式的卡方值差異檢定顯示具顯著性 ( $\Delta\chi^2_{(31)}=162.607, p=.000$ )，因此測量誤恆等假設不成立。對各因素及題項進行測量誤檢定 (見表 5)，發現娛樂購物與慣性品牌兩因素不恆等，進一步檢定發現 X17、X18、X19、X22、X23 是不恆等，而這五個題項的測量誤皆是男生大於女生 (見表 6)。

### 4.3 結構恆等性檢定

由測量誤部分恆等檢定結果，以表 3 之模式 3.1 截距部分恆等模式，增加設定 X17、X18、X19、X22、X23 的測量誤跨群體自由估計而其餘測量誤設定恆等 (表 3 之模式 4.1 測量誤部分恆等模式)，接著對跨群體設定因素變異數形成表 3 之模式 5，模式 5 與模式 4.1 測量誤部分恆等模式的卡方值差異為 19.379，在自由度為 8 下， $p >.005$ ，未達顯著水準，因此因素變異數距跨群體恆等性。接著更改設定為跨群體共變數恆等 (表 3 之模式 6)，模式 6 與模式 4.1 測量誤部分恆等模式的  $\Delta\chi^2$  為 28.802，在自由度為 28 之下， $p >.005$ ，未達顯著水準，因此因素之間的共變數也具跨群體恆等性。

#### 4.4 因素平均數檢定

由測量恆等性結果發現娛樂購物因素的四題衡量題目皆為截距不恆等，因此僅就其它七個構面作因素平均數的差異檢定。本研究將男生設定為參照群體，女生為對照群體進行因素平均數差異檢定發現（見表 7），物超所值 ( $t=2.683$ )、品牌意識 ( $t=-1.993$ )、新穎流行 ( $t=3.130$ )、慣性品牌 ( $t=2.838$ ) 與衝動消費 ( $t=2.032$ ) 等五個因素平均數在性別上有顯著差異 ( $t$  值的絕對值大於 1.96 表示該估計參數已達 0.05 的顯著水準)，而完美品質 ( $t=.402$ ) 與抉擇困擾 ( $t=.442$ ) 兩個因素平均數在性別上無顯著差異。由潛在因素平均數 ( $\kappa$  參數的估計,  $\kappa$ ) 可以得知，女性在物超所值 ( $\kappa=.147$ )、新穎流行 ( $\kappa=.148$ )、慣性品牌 ( $\kappa=.165$ ) 與衝動消費 ( $\kappa=.146$ ) 等四個因素平均數較男性高，但女性在品牌意識 ( $\kappa=-.143$ ) 的因素得分平均數則低於男性。

#### 4.5 因素平均數檢定與觀察值平均數差異檢定 (獨立樣本 $t$ 檢定) 分析之對照

此一部份我們進行傳統的觀察值平均數檢定法，我們將各因素的題目分數加總除以題數，構成各因素的分數 (觀察值)，然後以獨立樣本  $t$  檢定來檢定性別的差異，結果如表 8 所示。除物超所值因素構面之變異數同質性檢定顯著 ( $F=9.625, p=.002$ )，採用變異數不同質的  $t$  值進行檢定，其餘各因素構面皆採變異數同質的  $t$  值進行檢定。以觀察值平均數差異檢定的結果顯示男女生在物超所值 ( $t=-3.379, p=.001$ )、新穎流行 ( $t=-3.150, p=.002$ )、娛樂購物 ( $t=-9.016, p<.001$ )、慣性品牌 ( $t=-3.093, p=.002$ )、衝動消費 ( $t=-2.256, p=.024$ ) 有顯著差異，且在女生在此些因素構面的觀察值平均數皆顯著高於男生；而男生僅有在品牌意識高於女性 ( $t=1.955, p=.051$ )。

### 5. 結論與建議

#### 5.1 研究結論

自從 Sproles and Kendall (1986) 所提出的消費型態量表 (consumer style inventory, CSI)，這個量表被國內外學者廣泛的使用，因為原始 CSI 量表題數較多，而以 Shim (1996) 選取每個構面因素負荷量較高前四題作為量測的方式為廣為引用，因此本研究亦是以此作性別差異的測量恆等性檢測。實證結果指出八構面的 CSI 量表具有形貌恆等，這意味著 Sproles and Kendall (1986) 所發展的理論範疇，亦即其所發展的八個消費型態，可以在台灣年輕族群男女生在此一量表形成相同的因素組型，也就是他（她）們對量表題項有相同的認知領域，以相同的方法來概念化消費者型態的構念。在因素恆等檢定的結果發現，此一量表具有形貌恆等與尺度恆等，我們可以說此一量表是一種「弱因素恆等」<sup>4</sup> (weak factorial invariance) (Meredith, 1993)。完美品質、品牌意識、新穎流行、慣性品牌、抉擇困擾等構面具有截距恆等，而物超所值、衝動消費兩構面僅

<sup>4</sup> 是指測量尺度的恆等，檢定連結潛在變項到觀察變項之因素負荷量在群體間的相等性 (黃芳銘, 民 93)。

表 7 變異數、共變數、因素平均數估計與標準誤摘要表

	女性		跨群體		男性	
	估計	標準誤	估計	標準誤	估計	標準誤
ΦLN			0.3943	0.0315		
ΦPV			0.4586	0.0410		
ΦBP			0.7630	0.0684		
ΦNF			0.3624	0.0349		
ΦRH			0.9396	0.0599		
ΦHB			0.5372	0.0556		
ΦIM			0.6784	0.0611		
ΦCO			0.2206	0.0333		
ΦPQ-PV			0.1795	0.0204		
ΦPQ-BP			0.1182	0.0245		
ΦPQ-NF			0.0477	0.0158		
ΦPQ-RH			0.1128	0.0246		
ΦPQ-HB			0.1420	0.0210		
ΦPQ-IM			0.0131	0.0227		
ΦPQ-CO			0.0145	0.0128		
ΦPV-BP			-0.0072	0.0260		
ΦPV-NF			-0.0243	0.0171		
ΦPV-RH			0.0380	0.0265		
ΦPV-HB			0.0400	0.0211		
ΦPV-IM			0.0181	0.0250		
ΦPV-CO			0.0450	0.0145		
ΦBP-NF			0.2880	0.0289		
ΦBP-RH			0.1780	0.0366		
ΦBP-HB			0.2829	0.0333		
ΦBP-IM			0.2449	0.0358		
ΦBP-CO			0.0326	0.0188		
ΦNF-RH			0.3047	0.0287		
ΦNF-HB			0.1586	0.0213		
ΦNF-IM			0.1635	0.0239		
ΦNF-CO			0.0599	0.0133		
ΦRH-HB			0.2199	0.0309		
ΦRH-IM			0.1595	0.0347		
ΦRH-CO			0.0269	0.0191		
ΦHB-IM			0.2560	0.0310		
ΦHB-CO			0.0418	0.0155		
ΦIM-CO			0.1403	0.0212		
KPQ	0.0196	0.0487			0.0000	
KPV	0.1470*	0.0548			0.0000	
KBP	-0.1429*	0.0717			0.0000	
KNF	0.1482*	0.0474			0.0000	
KRH	-	-			0.0000	
KHB	0.1647*	0.0581			0.0000	
KIM	0.1456*	0.0716			0.0000	
KCO	0.0170	0.0385			0.0000	

註：PQ：完美品質；PV：物超所值；BP：品牌意識；NF：新穎流行；RH：娛樂購物；HB：慣性品牌；IM：衝動消費；CO：抉擇困擾。

表 8 觀察平均數差異檢定 (獨立樣本 t 檢定)

因素構面	Levene 檢定		性別	平均數	標準差	平均差異	t	p
	F	p						
完美品質	2.257	.133	男性	4.083	0.731	-.015	-.285	.775
			女性	4.098	0.669			
物超所值	9.625	.002	男性	3.762	0.839	-.196	-3.379**	.001
			女性	3.958	0.724			
品牌意識	.986	.321	男性	2.578	0.767	.108	1.955	.051
			女性	2.471	0.735			
新穎流行	.003	.957	男性	2.416	0.791	-.184	-3.150**	.002
			女性	2.601	0.799			
娛樂購物	1.858	.173	男性	2.860	0.977	-.666	-9.016***	.000
			女性	3.527	1.029			
慣性品牌	.371	.543	男性	3.049	0.803	-.183	-3.093**	.002
			女性	3.233	0.807			
衝動消費	.016	.900	男性	2.745	0.779	-.131	-2.256*	.024
			女性	2.876	0.795			
抉擇困擾	.861	.354	男性	2.959	0.735	-.042	-.789	.431
			女性	3.001	0.716			

註：男性 n=344，女性 n=400，「物超所值」平均差異檢定 t 值為變異數不同質之 t 值，其餘皆為變異數同質之 t 值。

\* $p < .05$ ；\*\* $p < .01$ ；\*\*\* $p < .001$

為部分截距恆等，娛樂購物連部分恆等的標準都無法滿足。測量誤的檢定所涉及的是題項的測量品質，結果顯示有五個題項不恆等，這五題的測量誤差皆是男生高於女生。而在結構恆等檢定結果顯示因素變異數與共變數恆等，變異數恆等表示男、女生在八種消費型態類型的反映態度的廣度是很類似的，而共變數恆等意謂就男、女生認知而言，CSI 量表的八種不同類型之間的二十八種相互關係也是一樣的。

本研究結果的主要學術貢獻乃是對於 CSI 量表在台灣年輕族群的性別差異恆等性的檢測。因為以單一性別來研究消費行為，就一個量表的使用與推論而言並沒有什麼可議之處，然而，這份量表是否可以在性別上一體適用，就必須要有科學證據的證成 (justify)。也因此，學者們強調對量表做跨群體的等值性 (equivalence) 或恆等性評鑑是非常重要的 (Vandenberg, 2002)，並且這種等值性或恆等性評鑑也是量表效度論證的一環，Cronbach (1971) 認為量表效度的建構是一種不斷擴張的過程，因而測量恆等性的處理可以更加的補強量表的效度。在 CFA 脈絡之下所獲得的測量恆等性的檢定顯示，在性別上只具有部分恆等的特性。由因素平均數檢定與觀察值平均數差異檢定的分析結果可以得知，如果不對此量表做測量恆等的檢定，而直接以觀察值平均數檢定來說明男女生的消費型態之差異，可以得知物超所值、新穎流行、慣性品牌、衝動消費與娛樂購物是有性別差異的。而娛樂購物在男女生的差異是最大的，但這並非真的是因素的差異。

測量恆等性的檢定指出，娛樂購物四個衡量題項在男女生有截距不恆等的結果，因此女生對這些題項的填答分數不論如何平均上都會遠高於男生。關於此部分的解釋說明於研究結論內容中。另外，品牌意識的觀察值平均數差異檢定結果未達顯著但是接近顯著 ( $p=.051$ )，而測量測量恆等性的檢定則有達到統計顯著性，這兩種檢定的不同，當然是以因素平均數檢定比較精確，因為其排除了測量誤差的部分，而傳統的檢定測量誤差依然包含在觀察值中，混淆了檢定的精確性。

## 5.2 理論與實務意涵

本研究結果可作為未來學術研究或行銷實務使用此量表於探究性別影響時的參考。首先，研究結果發現台灣年輕族群男女對 CSI 量表測量題項所建構的構念賦予相同的意義，消費類型與其衡量題項之間的關連強度不會因為男女生而有所差異，這些題項在男女生具有等同的效度。由於此種恆等的成立，可以讓我們檢定消費型態八個因素構面之間的關係是否也是男女等值。而此結果，也可以提供以此量表的八種消費型態與其他構念間（例如，網路購物）影響關係的相關研究，進行性別差異的跨群體檢定，若是這種影響關係在男女生具有不等值的結果，意味著性別是消費型態與該構念之間的一個調節變項。其次，本研究結果發現完美品質、品牌意識、新穎流行、慣性品牌、抉擇困擾、物超所值、衝動消費等七個因素，具有部分恆等以上的條件，因此可以做性別差異的因素平均數的比較，而娛樂購物此一因素則是無法做男女生的跨群體因素平均數比較。本研究結果發現，娛樂購物因素的四個題項在截距上皆不恆等，且女性高於男性，檢視此因素的四個衡量題項，所描述的都是談在逛街購物所產生的心理愉悅感，「逛街」相當具有「女性專屬」的消費生活行為，正如 Miller (1998) 研究顯示男生比女生花比較少的時間在逛街，而且男生把逛街視為不快樂的且是令人討厭的一件事；女性視消費購物為休閒，而男性則視消費購物為需求導引並且是純粹為了購買的活動 (Dholakia, 1999; McDonald, 1994)。因此這個因素構面的四個衡量題目可以說是為女性專門設計的一個因素，當然無法一體適用。亦即若直接逕行比較「娛樂購物」此構面而獲致女性高於男性的結果，此並非因素本身所產生的差異，而是衡量題項使然。而就「物超所值」構面而言，其為部分恆等乃是題目：「在買東西時，我盡可能購買打折商品」此一題在產生不恆等的結果。基本上，此題所表示在購物過程中對於低價的蒐尋，我們可知道男性較不願花時間在逛街，當然就比較不像女性會藉由逛街找到價格較低的商品，商品價格的折扣取決於商店、時機與議價過程，女性偏好藉由逛街找到低價商品，男性則偏好會同時考量低價搜尋的時間與價格的消費效益 (Bakewell and Mitchell, 2004)。而在「衝動購買」構面的截距不恆等題項：「我經常草率的買了東西後，就後悔我不該這樣做」，可以解釋為男性較不會認為自己的決策過程草率而且承認錯誤，也較願意接受價格上的風險，較願意承擔因為不比價而買貴的價差，亦即男性對於金錢風險承擔高於女性 (Prince, 1993)。

此外，本研究是以大學生與日間碩士班年輕族群為研究對象，因素平均數檢定結果發現女

性在物超所值、新穎流行、慣性品牌與衝動消費等四因素顯著高於男性，而男性則是在品牌意識顯著高於女性，此可作為以年輕族群為目標顧客之行銷策略擬定的參考。就女性的年輕族群，可以折扣、多樣性選擇、同儕參考群體影響力的方式滿足其物超所值、新穎流行與慣性品牌的消費型態，而多樣性也可促發其衝動消費；對於大學生男性族群，可藉由媒體廣告或代言人強化品牌價值，於實體通路則可設品牌專賣店或於賣場設品牌專櫃，而滿足其重視品牌意識的消費型態。

### 5.3 研究限制與未來研究建議

本研究在「娛樂購物」此一因素具有「弱因素恆等」，因為其四個因素負荷量具有性別的恆等，此種恆等可以讓此一因素用來與其他消費行為因素做關係的連結，未來如果純探討消費類型對其他因素的影響之研究，基本上使用此八個因素是可以男女生一體適用。然而，在此因素的四個題項的截距全部不恆等之下，導致這個因素無法具備因素部分恆等或恆等的特質，那麼男女生的因素平均數便無法被檢定，這使得未來的研究在這個因素上，因素平均數的檢定可能是不正確的。由於這個因素具有形貌恆等，表示在理論的範疇上，年輕族群男女生可以具有此一因素的概念，如果未來研究因為截距不恆等的原因，將此四題捨去，不予探討，那麼理論的內容效度將是一個問題。因此，最可行的方式是未來可以做一些質性研究，以發覺何種題項是被年輕族群男女生視為娛樂購物的構念，且可以被他們共同接受，然後重新改寫娛樂購物的衡量題項，並且驗證這些題目具備恆等性，這樣子就可以彌補CSI量表之不足。

本研究結果僅是反映出相同社會文化下性別在消費型態的差異，並著重於CSI量表在單一社會文化下測量恆等性檢測。各種國家社會文化是由不同的因素特質（如：集體主義/個人主義、陽剛特質/陰柔特質、權力距離、不確定規避等）所組成，所以會建構不同型態的消費動機、消費態樣、消費決策模式（de Mooij and Hofstede, 2011）。本研究以單一社會文化為主要焦點，是無法類推其他不同的社會文化；此外，本研究僅以性別次文化的角度出發，然而在單一社會文化中仍存在不同的社會分群，例如：世代、種族、社經地位等，建構其獨有的次文化，而有著不同族群的消費行為。因此，未來研究可以就異/同社會文化的異/同族群做進一步的分析，以瞭解社會文化系絡與族群次文化對消費行為之影響。

CSI量表乃是在社會文化的脈絡下建構而成，此量表的八個構面在不同國家文化下有著不同的差異（de Mooij and Hofstede, 2011），早期以此量表實證華人消費型態的相關研究，如Fan and Xiao (1998) 指出衝動消費、慣性消費、新穎流行並沒有出現於中國大陸學生的消費決策型態中，其認為主要的因素在於經濟發展與文化上的差異。Siu *et al.* (2001) 實證發現完美品質、品牌意識；新穎流行、娛樂購物四個因素構面，在中國的消費型態分類較明確。而隨著經濟的發展，Zhou *et al.* (2010) 的研究指出CSI的八構面消費型態在中國地區是成立的，此也和本研究以台灣年輕族群實證結果的八因子構面相同。未來研究可就東西方國家社會文化對此量表進行性別差



異檢測，以進一步釐清此量表在男女生的衡量結果差異所分別真實反映出性別差異與東方社會文化表徵的影響。

其次，本研究的樣本是大學生與非在職碩班生，是屬於晚期青少年，因為CSI量表經常被應用於青少年、大學生與年輕族群消費型態研究，應當可以同時蒐集早期青少年以及中期青少年，同時比較這三個階段的性別差異，如此可以給於性別與青少年各階段一個很強的恆等性檢定，畢竟青少年在這三個階段有家庭與同儕社會化、教育效果以及消費能力的差異，這樣子可以更加瞭解此一量表的適用性。此外，未來研究可就有穩定經濟能力的成人就CSI量表進行性別恆等檢測，如此將可使此量表較具有說服力與概化 (generalization) 效果。或是如同Yoon *et al.* (2009) 與Queen, *et al.* (2012) 倡議對老年人消費行為的研究，亦可以驗證此量表在銀髮族是否也具性別恆等性，或是就銀髮族與成人消費行為做跨群體測量恆等檢測，將可提供日益受到重視的銀髮消費行為之學術與實務之用。亦即，在相同國家文化下，藉由對不同年齡與性別或社經地位族群的跨群體測量恆等性檢測，將可使CSI量表不僅具有學術研究量表的信效度嚴謹性，也可作為行銷實務的應用工具。

## 參考文獻

- 李玉瑛，「Shopping、血拼、瞎拼：逛街購物研究的初探」。臺灣社會學刊，第三十七期，民國95年，207-236頁。
- 林清河、施坤壽、許家銘，「消費者決策型態與價值觀之研究—臺灣地區大學生之實證研究」，國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學，第十一卷第一期，民國90年，16-29頁。
- 邱思慈、張家銘、連婉如、黃芳銘，「大學男女新生在健康促進生活型態測量恆等性之研究」。測驗學刊，第五十八卷第三期，民國100年，453-478頁。
- 邱皓政，結構方程模式LISREL的理論、技術與應用，臺北市：雙葉書廊，民國92年。
- 胡蘭沁，「大學生之背景、生活型態及兼職工作對其消費決策型態及消費類型影響力之探討」，國立台南大學「人文研究學報」，第十四卷第二期，民國96年，99-124頁。
- 胡蘭沁、董秀珍，「大學生在拍賣網站之消費習性與生活型態對其消費決策型態中介效果之探討：消費教育策略之應用」，資訊社會研究，第十八卷，民國99年，307-342頁。
- 張春興，張氏心理學辭典，台北：東華書局，民國95年。
- 游森期、余民寧，「網路問卷與傳統問卷之比較：多樣本均等性方法學之應用」，測驗學刊，第五十三卷第一期，民國95年，103-128頁。
- 黃芳銘，「在學青少年手機消費忠誠度—消費者社會化的觀點」，量化研究學刊，第一卷，民國96年，125-152頁。
- 黃芳銘，社會科學統計方法學：結構方程模式，台北市：五南，民國93年。

- Anderson, J. C. and Gerbing, D. W., "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach," *Psychological Bulletin*, Vol. 103, No. 3, 1988, pp. 411-423.
- Bakewell, C. and Mitchell, V. W., "Male Consumer Decision-Making Styles," *The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, Vol. 14, No. 2, 2004, pp. 223-240.
- Bakewell, C. and Mitchell, V. W., "Male Versus Female Consumer Decision Making Styles," *Journal of Business Research*, Vol. 59, No. 12, 2006, pp. 1297-1300.
- Barletta, M., *Marketing to Primetime Women: How to Attract, Convert, and Keep Boomer Big Spenders*, Paramount Market Publishing, Inc., 2014.
- Bem, S. L., "Gender Schema Theory: A Cognitive Account of Sex Typing," *Psychological Review*, Vol. 88, No. 4, 1981, pp. 354-64.
- Bentler, P. M. and Wu, E. J. C., *EQS User's Guide*. Encino, CA: Multivariate Software, 1995.
- Blackwell, R. D., Miniard, P. W., and Engel, J. F., *Consumer Behavior*, 10th ed., Mason, OH: Thomson/South-Western, 2008.
- Bollen, K. A., *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley, 1989.
- Brannick, M. T., "Critical Comments on Applying Covariance Structure Modeling," *Journal of Organizational Behavior*, Vol. 16, No. 3, 1995, pp. 201-213.
- Brosdahl, D. J. C. and Carpenter, J. M., "Shopping Orientations of Us Males: A Generational Cohort Comparison," *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 18, No. 6, 2011, pp. 548-554.
- Byrne, B. M., *A Primer of LISREL: Basic Applications and Programming for Confirmatory Factor Analytic Models*, New York: Springer-Verlag, 1989.
- Byrne, B. M., *Structural Equation Modeling with EQS and EQS/Windows: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Thousand Oaks: Sage Publications, 1994.
- Byrne, B. M., *Structural Equation Modeling with LISREL, PREKIS, and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates, 1998.
- Byrne, B. M., *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*, Multivariate Applications Series, 2nd ed., New York: Routledge, 2010.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., and Muthén, B., "Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance," *Psychological Bulletin*, Vol. 105, No. 3, 1989, pp. 456-466.
- Chen, F. F., Sousa, K. H., and West, S. G., "Teacher S Corner: Testing Measurement Invariance of Second-Order Factor Models," *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, Vol. 12, No. 3, 2005, pp. 471-492.
- Cheung, G. W. and Rensvold, R. B., "Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement

- Invariance," *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, Vol. 9, No. 2, 2002, pp. 233-255.
- Cowart, K. O. and Goldsmith, R. E., "The Influence of Consumer Decision-Making Styles on Online Apparel Consumption by College Students," *International Journal of Consumer Studies*, Vol. 31, No. 6, 2007, pp. 639-647.
- Cronbach, L. J. "Test Validation." *Educational Measurement*, Ed., Thorndike, R. I., Vol. 2, Washington. D.C.: American Council on Education, 1971. Pp. 443-507.
- Cunningham, J. and Roberts, P., *Inside Her Pretty Little Head: A New Theory of Female Motivation and What It Means for Marketing*, Cyan Communications, 2007.
- de Mooij, M. and Hofstede, G., "Cross-Cultural Consumer Behavior: A Review of Research Findings," *Journal of International Consumer Marketing*, Vol. 23, 2011, pp. 181-192.
- Dholakia, R. R., "Going Shopping: Key Determinants of Shopping Behaviors and Motivations," *International Journal of Retail and Distribution Management*, Vol. 27, No. 4, 1999, pp. 154-165.
- Eagly, A. H. and Carli, L. L., "Sex of Researchers and Sex-Typed Communications as Determinants of Sex Differences in Influenceability: A Meta-Analysis of Social Influence Studies," *Psychological Bulletin*, Vol. 90, No. 1, 1981, pp. 1-20.
- Fan, J. X. and Xiao, J. J., "Consumer Decision-Making Styles of Young-Adult Chinese," *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 32, No. 2, 1998, pp. 275-294.
- Fischer, E. and Arnold, S. J., "Sex, Gender Identity, Gender Role Attitudes, and Consumer Behavior," *Psychology and Marketing*, Vol. 11, No. 2, 1994, pp. 163-182.
- Hawkins, D. I., Mothersbaugh, D. L., and Best, R. J. *Consumer Behavior: Building Marketing Strategy*. Boston: McGraw-Hill/Irwin, 2007.
- Horn, J. L. and McArdle, J. J., "A Practical and Theoretical Guide to Measurement Invariance in Aging Research," *Experimental Aging Research*, Vol. 18, No. 3, 1992, pp. 117-144.
- Hoyer, W. D. and MacInnis, D. J., *Consumer Behavior*, 4th ed., Boston: Houghton Mifflin Co., 2007.
- Hoyle, R. H. and Panter, A. T., "Writing About Structural Equation Models," In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, Thousand Oaks, CA: Sage, 1995, pp.158-176.
- Hu, L. T. and Bentler, P. M., "Evaluating Model Fit," In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, Thousand Oaks, CA: Sage, 1995, pp.76-99.
- Hu, L. T. and Bentler, P. M., "Fit Indices in Covariance Structure Modeling: Sensitivity to Underparameterized Model Misspecification," *Psychological Methods*, Vol. 3, No. 4, 1998, pp. 424-453.

- Jöreskog, K. G. and Sorbom, D., *LISREL 8 User's Reference Guide*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International, 1996.
- Kavas, A. and Yeşilada, F., "Decision Making Styles of Young Turkish Consumers," *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Vol. 9, 2007, pp. 73-85.
- Kelloway, E. K., *Using LISREL for Structural Equation Modeling: A Researcher's Guide*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 1998.
- Kim, C., Yang, Z., and Lee, H., "Cultural Differences in Consumer Socialization: A Comparison of Chinese-Canadian and Caucasian-Canadian Children," *Journal of Business Research*, Vol. 62, No. 10, 2009, pp. 955-62.
- Lysonski, S. and Durvasula, S., "Consumer Decision Making Styles in Retailing: Evolution of Mindsets and Psychological Impacts," *Journal of Consumer Marketing*, Vol. 30, No. 1, 2013, pp. 75-87.
- Lysonski, S., Durvasula, S., and Zotos, Y., "Consumer Decision-Making Styles: A Multi-Country Investigation," *European Journal of Marketing*, Vol. 30, No. 12, 1996, pp. 10-21.
- Mannetti, L., Pierro, A., Kruglanski, A., Taris, T., and Bezinovic, P. "A Cross-Cultural Study of the Need for Cognitive Closure Scale: Comparing Its Structure in Croatia, Italy, USA and the Netherlands," *British Journal of Social Psychology*, Vol. 41, No. 1, 2002, pp. 139-156.
- McDonald, W. J., "Time Use in Shopping: The Role of Personal Characteristics," *Journal of Retailing*, Vol. 70, No. 4, 1994, pp. 345-365.
- Meredith, W., "Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance," *Psychometrika*, Vol. 58, No. 4, 1993, pp. 525-543.
- Meyers-Levy, J. and Sternthal, B., "Gender Differences in the Use of Message Cues and Judgments," *Journal of Marketing Research*, Vol. 28, No. 1, 1991, pp. 84-96.
- Miller, D., *A Theory of Shopping*. Ithaca, N.Y.: Cornell University Press, 1998.
- Millsap, R. E., *Statistical Approaches to Measurement Invariance*. NY: Routledge, 2011.
- Millsap, R. E. and Kwok, O. M., "Evaluating the Impact of Partial Factorial Invariance on Selection in Two Populations," *Psychological Methods*, Vol. 9, 2004, pp. 93-115.
- Millsap, R. E. and Olivera-Aguilar, M., "Investigating Measurement Invariance Using Confirmatory Factor Analysis," In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling*, NY: Guilford Press, 2012, pp. 380-392.
- Mitchell, V.-W. and Walsh, G., "Gender Differences in German Consumer Decision-Making Styles," *Journal of Consumer Behavior*, Vol.3, No. 4, 2004, pp. 331-346.
- Moschis, G. P. and Moore, R. L., "An Analysis of the Acquisition of Some Consumer Competencies

- among Adolescents," *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 12, No. 2, 1978, pp. 277-291.
- Niu, H. J., "Cyber Peers' Influence for Adolescent Consumer in Decision-Making Styles and Online Purchasing Behavior," *Journal of Applied Social Psychology*, Vol. 43, No. 6, 2013, pp. 1228-1237.
- O'Cass, A. and Siahtiri, V., "In Search of Status through Brands from Western and Asian Origins: Examining the Changing Face of Fashion Clothing Consumption in Chinese Young Adults," *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 20, No. 6, 2013.
- Palan, K. M., "Gender Identity in Consumer Behavior Research: A Literature Review and Research Agenda," *Academy of Marketing Science Review*, Vol. 10, 2001, pp. 1-31.
- Ployhart, R. E., Wiechmann, D., Schmitt, N., Sacco, J. M., and Rogg, K., "The Cross-Cultural Equivalence of Job Performance Ratings," *Human performance*, Vol. 16, No. 1, 2003, pp. 49-79.
- Prince, M., "Women, Men and Money Styles," *Journal of Economic Psychology*, Vol. 14, No. 1, 1993, pp. 175-182.
- Queen, T. L., Hess, T. M., Ennis, G. E., Dowd, K., and Grünh, D., "Information Search and Decision Making: Effects of Age and Complexity on Strategy Use," *Psychology and Aging*, Vol. 27, No. 4, 2012, pp. 817-824.
- Sass, D. A. "Testing Measurement Invariance and Comparing Latent Factor Means within a Confirmatory Factor Analysis Framework," *Journal of Psychoeducational Assessment*, Vol. 29, No. 4, 2011, pp. 347-363.
- Schiffman, L. G., Kanuk, L. L., and Wisenblit, J., *Consumer Behavior*. London: Pearson Prentice Hall, 2010.
- Schmitt, N. and Kuljanin, G., "Measurement Invariance: Review of Practice and Implications," *Human Resource Management Review*, Vol. 18, No. 4, 2008, pp. 210-222.
- Shim, S. "Adolescent Consumer Decision-Making Styles: The Consumer Socialization Perspective," *Psychology & Marketing*, Vol. 13, No. 6, 1996, pp. 547-569.
- Shim, S. and Gehrt, K. C., "Hispanic and Native American Adolescents: An Exploratory Study of Their Approach to Shopping," *Journal of Retailing*, Vol. 72, No. 3, 1996, pp. 307-324.
- Siu, N. Y. M., Wang, C. C. L., Chang, L. M. K., and Hui, A. S. Y., "Adapting Consumer Style Inventory to Chinese Consumers," *Journal of International Consumer Marketing*, Vol. 13, No. 2, 2001, pp. 29-47.
- Slater, D., *Consumer Culture and Modernity*, Cambridge, Mass.: Blackwell Publishers, 1997.
- Sproles, E. K. and Sproles, G. B., "Consumer Decision-Making Styles as a Function of Individual Learning Styles," *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 24, No. 1, 1990, pp. 134-147.
- Sprotles, G. B. and Kendall, E. L., "A Methodology for Profiling Consumers' Decision-Making

- Styles," *Journal of Consumer Affairs*, Vol. 20, No. 2, 1986, pp. 267-279.
- Steenkamp, J. B. E. and Baumgartner, H., "Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research." *Journal of Consumer Research*, Vol. 25, No. 1, 1998, pp. 78-107.
- Tai, S. H. C., "Shopping Styles of Working Chinese Females," *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 12, No. 3, 2005, pp. 191-203.
- Tyagi, C. L. and Kumar, A., *Consumer Behavior*, Atlantic Publishers & Dist, 2004.
- Vandenberg, R. J., "Toward a Further Understanding of and Improvement in Measurement Invariance Methods and Procedures," *Organizational Research Methods*, Vol. 5, No. 2, 2002, pp. 139-158.
- Vandenberg, R. J. and Lance, C. E., "A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research," *Organizational Research Methods*, Vol. 3, No. 1, 2000, pp. 4-70.
- Williams, L. J., Vandenberg, R. J., and Edwards, J. R., "Structural Equation Modeling in Management Research: A Guide for Improved Analysis," In J. P. Walsh & A. P. Brief (Eds.), *Academy of Management Annals.*, PA Taylor & Francis Inc., Vol. 3., 2009, 543-604.
- Woodruffe, B. H., "Private desires, public display: Consumption, postmodernism and fashion's "new man", " *International Journal of Retail and Distribution Management*, Vol. 26, No. 8, 1998, pp. 301-310.
- Yoon, C., Cole, C. A., and Lee, M. P., "Consumer Decision Making and Aging: Current Knowledge and Future Directions," *Journal of Consumer Psychology*, Vol. 19, No. 1, 2009, pp. 2-16.
- Zhou, J. X., Arnold, M. J., Pereira, A., and Yu, J., "Chinese Consumer Decision-Making Styles: A Comparison between the Coastal and Inland Regions." *Journal of Business Research*, Vol. 63, No. 1, 2010, pp. 45-51.